

# Le modèle de prévision Mascotte pour l'économie française : principales propriétés et résultats de variantes

*Mascotte, Modèle d'Analyse, de prévision et de Simulation de la COnjoncture TrimesTriElle, est la nouvelle version du modèle macro-économétrique de prévision de la Banque de France pour l'économie française. À l'occasion du changement de base des comptes nationaux (base 1995), la version précédente de ce modèle a été simplifiée, re-spécifiée sur la base de fondements théoriques explicites et ré-estimée. Ce modèle est utilisé à titre principal pour effectuer les projections macro-économiques sur un horizon de deux à trois ans. L'article décrit la structure d'ensemble du modèle, en accordant une importance particulière à la boucle « prix-salaires ». Des variantes réalisées avec le modèle sont aussi présentées, soit reproduisant des chocs « stylisés » — choc de politique monétaire et choc de demande en Allemagne — soit des variantes contre-factuelles, comparant l'impact de la montée du prix du pétrole en phase d'appréciation du dollar (1999-début 2002), puis de dépréciation du dollar (2002-2003).*

Mustapha BAGHLI  
Véronique BRUNHES-LESAGE  
Olivier DE BANDT  
Henri FRAISSE  
Jean-Pierre VILLETELLE

*Direction générale des Études et des Relations internationales  
Service d'Études macro-économiques et de Prévision*

## 1. Introduction

Mascotte, modèle d'analyse, de prévision et de simulation de la conjoncture trimestrielle, est un modèle économétrique utilisé par la Banque de France pour la réalisation de projections macroéconomiques d'ensemble en prenant en compte les interactions entre variables au niveau macro-économique. Ces projections sont effectuées deux fois par an sur un horizon de deux à trois ans dans le cadre du Système européen de banques centrales, sur la base d'hypothèses de cadrage communes à l'ensemble des Banques centrales nationales (ECB, 2001). L'agrégation, à l'échelle de la zone euro, des prévisions réalisées par chacun des pays est alors présentée dans les éditions du Bulletin mensuel de la BCE de juin et décembre. Entre autres hypothèses, les projections sont faites à taux de change nominaux constants et à politique économique inchangée. C'est la raison pour laquelle la version du modèle présentée ici ne comporte pas de fonction de réaction — ni monétaire, ni budgétaire — et les taux d'intérêt et de change nominaux sont exogènes. S'y ajoutent des hypothèses communes sur l'environnement international (demande mondiale, prix du pétrole, prix de nos concurrents) qui sont exogènes à Mascotte.

La modélisation économétrique à la Banque de France a beaucoup évolué au cours de ces dernières années. Comme dans beaucoup d'autres institutions, il est apparu évident que l'approche quantitative des phénomènes économiques ne pouvait plus être faite avec un modèle unique. Plusieurs autres modèles sont utilisés à la Banque de France. Les projections de court terme (jusqu'à trois trimestres) sont réalisées avec des modèles plus appropriés pour cet exercice, basés sur des étalonnages d'enquêtes de conjoncture et utilisant des données conjoncturelles de haute fréquence (ISMA, 2000, Irac et Sédillot, 2002). Les prévisions de prix à la consommation (IPCH) sont détaillées, en cohérence avec la prévision macroéconomique d'ensemble, à partir d'un modèle de prévision spécifique (Jondeau *et alii*, 1999, Baghli et Pluyaud, 2003). Ces projections macroéconomiques sont par ailleurs conditionnées et mises en cohérence avec les projections de finances publiques (Adenot *et alii*, 2001 ; Bouthevillain, 2003). Mais, dans cet ensemble de modèles, le modèle macro-économétrique reste le principal outil de cadrage des projections.

Le changement de base des comptes nationaux (passage à la base 1995) a été l'occasion de re-spécifier et ré-estimer la version précédente du modèle de prévision de la Banque de France <sup>1</sup>. Les changements de spécifications effectués ont été décidés en vue de simplifier et de définir plus précisément les propriétés de long terme du modèle. Deux aspects de la modélisation ont donné lieu à une attention particulière : le comportement des entreprises et la détermination de l'équilibre du marché du travail au travers de la formation des salaires ; le rôle des taux d'intérêt dans les comportements des agents et ses implications dans les mécanismes de transmission de la politique monétaire <sup>2</sup>.

<sup>1</sup> Certains des éléments de la version précédente du modèle ont été publiés dans *Économie et Prévision* (1998). Par la suite, seule la réestimation de l'équation d'investissement en base 1990 a été présentée dans Irac et Jacquinet (1999).

<sup>2</sup> Pour plus de détails, voir Baghli *et al.*, équipe Mascotte (2003).

Nous présenterons successivement les principales caractéristiques du modèle Mascotte (partie 2), avant de mettre l'accent, dans la partie 3, sur un des aspects du modèle qui possède une importance particulière pour une Banque centrale, à savoir la « boucle prix-salaires ». Nous exposerons ensuite, en partie 4, les résultats de plusieurs variantes d'ensemble réalisées avec Mascotte.

## 2. Structure d'ensemble

Mascotte est un modèle de taille réduite, comportant une cinquantaine d'équations économétriques complétées par des équations comptables<sup>3</sup>. Relativement maniable, il est destiné avant tout à la prévision à l'horizon de 2 ou 3 ans et peut aussi être utilisé pour étudier des scénarios alternatifs à court terme. C'est un modèle à un secteur, sauf pour le commerce extérieur, qui comprend une décomposition en trois produits.

La spécification de chaque bloc du modèle repose sur la formulation d'un certain nombre de relations fournies par la théorie économique. Comme l'illustre le graphique 1 ci-après, Mascotte, comme beaucoup de modèle de projection, est d'un type communément qualifié de « néo-keynésien ». L'aspect « keynésien » tient au fait qu'à court terme les prix et les salaires présentent un certain degré de rigidité et que le niveau de l'activité est essentiellement déterminé par la demande. À plus long terme, cet aspect « keynésien » laisse place à des mécanismes cohérents avec une conception plus « néo-classique » de l'équilibre macroéconomique. Si l'équilibre de court terme n'est pas soutenable, les prix et les salaires s'ajustent progressivement. Les évolutions de prix et de salaires modifient la compétitivité de la France vis-à-vis du reste du monde, ce qui influence le commerce extérieur. Les variations de prix modifient également le partage de la valeur ajoutée entre salaires et profit, ce qui influe sur la situation des entreprises et donc la formation de capital. Au total, le niveau d'activité est affecté, ce processus perdurant jusqu'à trouver un équilibre soutenable. En particulier, la soutenabilité de l'équilibre se caractérise par le retour du taux de chômage à son niveau d'équilibre de long terme.

Le développement de ce type de modèles n'a cependant pas suivi les développements les plus récents de la macro-économie. En particulier, et même si un effort important a été réalisé à l'occasion de cette version, il ne repose pas systématiquement sur des spécifications dérivées de programmes d'optimisation des agents (« *micro-foundations* »), ne traite pas explicitement des anticipations et relève encore d'une spécification « bloc par bloc » plutôt que d'une approche d'équilibre global<sup>4</sup>. Ces lacunes s'expliquent largement par le fait que Mascotte est avant tout destiné à une utilisation à des fins de projection, ce qui requiert un certain degré d'adéquation des résultats simulés par le modèle avec les données

<sup>3</sup> Un modèle comporte un certain nombre d'équations comptables — par exemple, un agrégat défini comme la somme de ses composantes — et de définition — par exemple, un taux de change effectif, moyenne pondérée de taux de change bilatéraux. Les équations les plus importantes sont les équations économétriques, retraçant les comportements économiques — consommation, investissement, détermination des prix et des salaires.

<sup>4</sup> Pour une modélisation des comportements macro-économiques comportant des mécanismes d'anticipations rationnelles, voir, par exemple, Jacquinot et Mihoubi (2000).

ainsi que la stabilité des relations. Or, cette exigence entre souvent en conflit avec l'utilisation de spécifications d'équations directement issues de la théorie économique.

Par ailleurs, comme tout modèle économétrique, Mascotte est sensible à d'éventuels changements de régime tels que le passage à l'Union monétaire et la formation de la zone euro en ont peut-être constitué. Toutefois, il est encore trop tôt pour mettre en évidence des changements des comportements les plus susceptibles d'avoir été affectés par la création de la zone euro, à savoir les modes de fixation des salaires ou le commerce extérieur. De plus, l'ensemble des comportements ne sont pas généralement affectés simultanément par un changement de régime, si bien que d'éventuelles ruptures peuvent être gérées au cas par cas, équation par équation. Ainsi, par exemple, Mascotte prend en compte une rupture dans la formation des salaires au cours de la première moitié des années quatre-vingt, liée à la désindexation des salaires sur les prix. De même, le taux de salaire agit désormais à la fois sur l'offre et la demande de travail, alors qu'il existait auparavant un certain consensus de fait sur la faible sensibilité de la demande de travail à son coût relatif <sup>5</sup>. En outre, la déréglementation financière de la fin des années quatre-vingt et la mise en place de politiques de régulation monétaire par les taux d'intérêt ont pour effet de donner un rôle plus important que par le passé aux variables monétaires et financières : les taux d'intérêt à court terme agissent sur la demande de crédit de trésorerie et sur les variations de stocks ; les taux à long terme ont un effet sur l'investissement des entreprises (effet coût du capital) et des ménages. Mascotte contient aussi une formalisation explicite des flux d'intérêt.

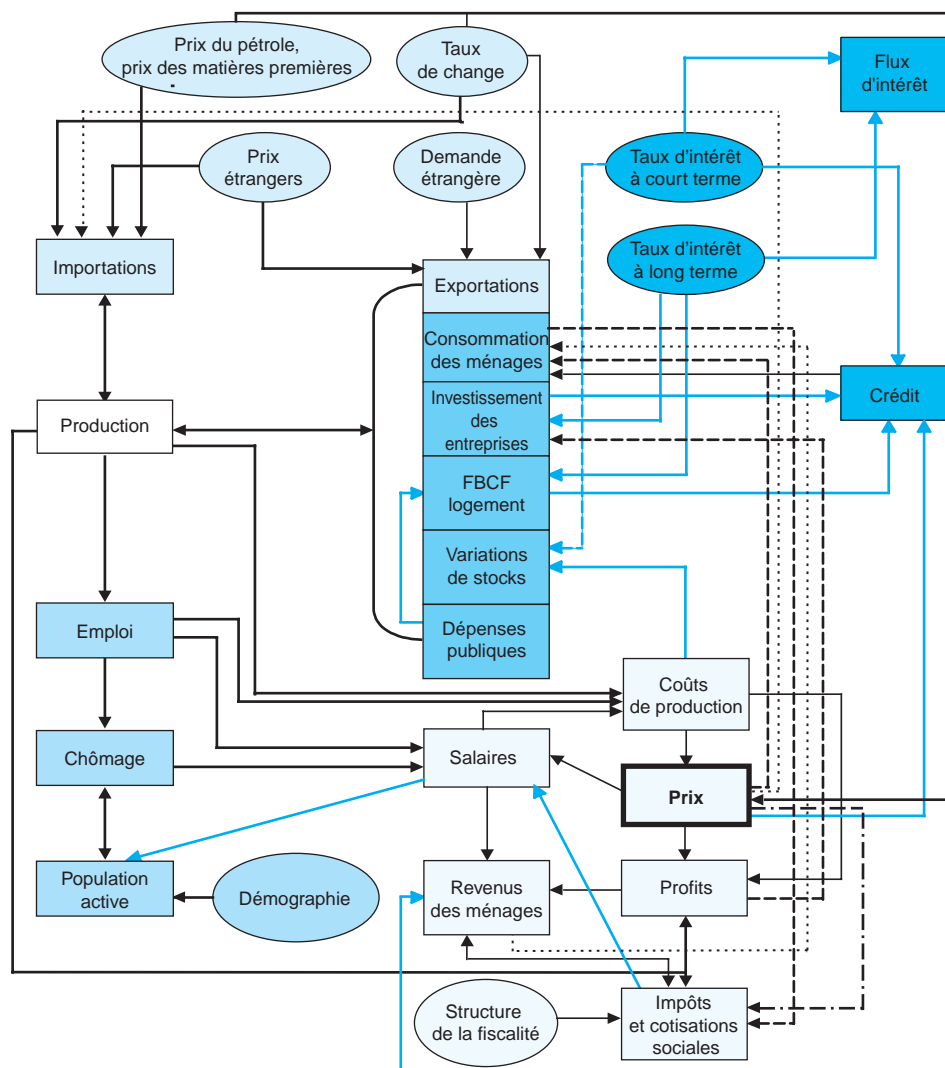
Le graphique 1 ci-après décrit l'ensemble des interactions entre variables, les flèches de couleur bleue indiquant les liaisons introduites à l'occasion de la ré-estimation du modèle <sup>6</sup>.

Au sein de la sphère nominale, les interactions entre le système de prix et de salaires jouent un rôle central. C'est pourquoi la « boucle prix-salaires » est étudiée plus en détail dans la partie suivante.

<sup>5</sup> Voir Économie et Prévision (1998), *op. cit.*, chap. 1

<sup>6</sup> La version ultérieure de Mascotte va chercher à intégrer un bloc financier plus complet sur la base de travaux préliminaires réalisés à la Banque de France sur la demande de crédit du secteur privé.

**Graphique 1**  
**Structure générale du modèle macroéconomique**



### 3. La boucle prix-salaires

Comme dans la plupart des modèles macro-économétriques, Mascotte rend compte de l'interdépendance des prix et des salaires. Ce bloc constitue le cœur du mécanisme de stabilisation des sphères nominale et réelle du modèle.

Les salaires, comme composante principale du revenu des ménages, contribuent à déterminer le niveau de consommation de ces agents économiques et donc une partie de la demande intérieure adressée aux entreprises qui décident alors des quantités de capital et de travail à utiliser dans leur processus de production. Les coûts qu'elles supportent, notamment salariaux, définissent leur prix de production sur lequel s'ajustent les prix des produits consommés par les ménages. Ces prix interviennent, en retour, dans les négociations salariales. En outre, la boucle prix-salaires affecte également les parts de marchés à l'exportation de la France et le partage de l'offre en agissant sur la compétitivité des produits français, à l'exportation et à l'importation.

Déterminant central du partage de la valeur ajoutée à long terme, la boucle prix-salaires est composée par une équation de salaire exprimant les aspirations salariales des employés, compte tenu de leur pouvoir de négociation, et d'un système d'équations de prix synthétisant le comportement de marges des entreprises, compte tenu de leurs coûts de production. La confrontation de ces équations conduit à la définition d'un niveau d'équilibre du taux de chômage qui correspond à une situation dite de référence, d'inflation stable et d'utilisation optimale des ressources productives. Ce taux de chômage structurel constitue pour toute Banque centrale une information importante dans la conduite de la politique monétaire. La diminution du taux de chômage en dessous de sa valeur d'équilibre engendre des pressions inflationnistes et des pertes de compétitivité qui peuvent conduire à une intervention de la Banque centrale.

#### 3.1. L'équation de prix de valeur ajoutée

L'équation de prix de valeur ajoutée résulte d'une spécification théorique du comportement d'offre. Le cadre général s'inspire de celui de « la nouvelle approche keynésienne » proposée par Blanchard et Fisher (1989) pour traiter des rigidités nominales ou encore des « micro-macro » modèles qui proposent des fondements micro-économiques aux cycles de court terme tout en spécifiant un équilibre de long terme d'inspiration néo-classique. Dans ce cadre, les entreprises ont un pouvoir de fixation des prix correspondant à un régime de « concurrence monopolistique », c'est-à-dire une situation intermédiaire entre la concurrence pure et parfaite et le pouvoir du monopole. Le degré de concurrence est mesuré par la marge (« *mark-up* ») que les firmes appliquent à leurs coûts de production pour déterminer leur prix. Cette spécification théorique résulte de la maximisation du profit d'une firme représentative sous la double contrainte de sa fonction de production et de son pouvoir de marché.

Les caractéristiques de la fonction de production dépendent des hypothèses concernant les rendements d'échelle, l'incorporation du progrès technique, le nombre de facteurs de production et leur degré de substituabilité. Des considérations d'ordre théorique ont conduit à imposer une représentation de l'économie ayant

des rendements d'échelle constants. Pour garder un modèle relativement simple à la fois dans sa spécification et pour son utilisation — notamment en prévision — nous avons limité le nombre de facteurs de production à trois : l'emploi, le capital-matériel et le capital-bâtiment<sup>7</sup>. Ces derniers peuvent être supposés complémentaires, l'investissement en bâtiment étant souvent préalable à un investissement en matériel. Enfin, après réexamen de la valeur de l'élasticité de substitution entre le capital et le travail — qui joue un rôle crucial dans la spécification du long terme du modèle — nous la fixons à un<sup>8</sup>. La fonction de production est donc de fait de type Cobb-Douglas.

Le taux de *mark-up* appliqué aux coûts de production est supposé constant à long terme et s'exprime en fonction de l'élasticité de la demande adressée à l'entreprise au prix du produit qu'elle fabrique.

La spécification théorique du bloc d'offre pouvait aussi conduire à adopter une cible de long terme de l'équation de prix de valeur ajoutée sous la forme d'une frontière des coûts de facteurs, incluant coût du travail et coût du capital. On a préféré néanmoins utiliser en prévision une équation spécifiant à long terme une élasticité unitaire du prix de valeur ajoutée au seul coût salarial unitaire, car cette spécification fournit un meilleur ajustement aux données.

Par rapport à sa valeur cible, définie par l'application du taux de *mark-up* d'équilibre aux coûts salariaux unitaires, les prix de valeur ajoutée s'ajustent de manière distincte aux composantes du coût salarial unitaire : de manière rapide à une hausse des salaires mais de façon plus progressive à une hausse de la productivité, la répercussion de celle-ci étant lissée sur deux ans (voir encadré 1). Le taux d'utilisation des capacités dans l'équation rend compte de la hausse accélérée du taux de marge des entrepreneurs en régime de croissance contrainte par le niveau de l'offre. Les tensions sur le marché du travail n'influent sur la fixation des prix d'offre qu'indirectement, à travers leur effet sur la fixation des salaires, que nous abordons maintenant.

<sup>7</sup> Des travaux relativement récents ont démontré à nouveau l'intérêt de distinguer le stock de capital matériel du stock de capital bâtiment pour modéliser l'investissement : cf. Irac et Jacquinot (1999), *op. cit.* La distinction était déjà présente dans le modèle Mosaique de l'OFCE et les versions antérieures du modèle de la Banque de France, en particulier dans Cette (1992).

<sup>8</sup> C'est le choix aussi retenu par De Bandt et Rousseaux (2002), et implicitement aussi par Baghli, Cette et Sylvain (2003). L'élasticité de substitution mesure, à long terme, l'effet d'une hausse des taux d'intérêt sur la productivité du capital ou d'une baisse du coût du travail sur l'emploi. Par ailleurs, elle détermine, selon qu'elle est différente ou non de 1, un effet direct à long terme du progrès technique sur l'emploi.



## Encadré 1

**Équation de prix de valeur ajoutée,**  
résultats d'estimation

En prenant en compte les déterminants à court terme de l'évolution des prix de valeur ajoutée on obtient :

$$\begin{aligned} \Delta pva_t = & 0,028 - 0,13 \Delta pva_{t-2} + (1 + 0,13 - 0,29 - 0,29 - 0,28) \Delta pva_{t-3} \\ & (2,9) \quad (-1,8) \\ & + 0,29 \Delta pva_{t-5} + 0,29 \Delta csul_t + 0,28 \Delta csul_{t-1} + 0,07 \text{tuc}_{t-1} \\ & (4,7) \quad (4,3) \quad (3,9) \quad (4,1) \\ & - 0,03.(pva_{t-1} - csul_{t-1}) \\ & (-2,2) \\ & - 0,018 \text{Du82Q3} + 0,015 \text{Du86Q1} + 0,007 \text{Du93} + \hat{\varepsilon}_t \\ & (-3,9) \quad (3,4) \quad (3,0) \end{aligned}$$

avec  $T = 1972Q2 - 2001Q4$ ,  $R^2 = 0,85$ ,  $DW = 1,95$ ,  $\hat{\sigma} = 0,42 \%$ .

et  $\varepsilon$  un terme d'erreur supposé indépendant et identiquement distribué

*pva* est le prix de valeur ajoutée, *csul*, le coût unitaire du travail calculé avec une productivité lissée, *tuc*, le taux d'utilisation des capacités de production calculé par la Banque de France.

La cible de long terme de cette équation — c'est-à-dire le terme  $(pva_{t-1} - csul_{t-1})$ , écart en logarithme entre le prix de valeur ajoutée et le coût salarial unitaire — peut se voir comme une réécriture de l'équation d'emploi à long terme ou bien encore comme le résultat d'un programme d'optimisation où l'entrepreneur considère le stock de capital comme fixe à court terme. Outre une meilleure adéquation aux données, cette équation a l'avantage de mieux stabiliser la boucle prix-salaires. Par rapport à une équation en coût total des facteurs, elle limite en effet les interactions entre les prix d'investissement et les prix de valeur ajoutée, liés par l'écriture du coût d'usage du capital.

$$C_{kmat} = P_{t,imat} \times \left( \frac{TL}{4} + \delta_{mat} - \frac{1}{4} \times \left( \frac{P_{t,imat} - P_{t-4,imat}}{P_{t-4,imat}} \right) \right)$$

À court terme, l'évolution du prix de valeur ajoutée dépend de son inertie, des salaires corrigés de la productivité lissée sur 2 ans (*csul*) et du taux d'utilisation des capacités de production (*tuc*).

### 3.2. L'équation de salaire

La formulation de l'équation de salaires retenue dans Mascotte permet d'apporter des éléments d'explication à plusieurs questions importantes de politique économique. Sur quels prix les salaires s'ajustent-ils (prix de consommation ou de valeur ajoutée) ? Quel est le degré d'indexation des salaires sur les prix ? Quel est le rôle des déséquilibres salariaux passés ? Quel est l'impact des gains de productivité et de la fiscalité du travail sur le niveau des rémunérations et donc de l'emploi ? En effet, considérée comme une des sources majeures au niveau élevé du taux de chômage en Europe, la taxation sur le facteur travail a fait l'objet en



France, depuis le début des années quatre-vingt-dix, d'un ensemble de mesures gouvernementales visant à réduire le coût relatif du travail des personnes non-qualifiées (exonérations de charges de sécurité sociale pour les bas salaires).

Mais les cotisations sociales font l'objet, en contrepartie, de versements de prestations sociales, ce qui constitue une forme de rémunération « différée ». Les salariés, pris dans leur ensemble, peuvent donc avoir une conception plus ou moins large de leur « rémunération ». La conception la plus étroite se limite à leur salaire, net des cotisations sociales salarié (salaire net). Une conception plus large intègre ces cotisations sociales salarié (salaire brut). La conception la plus large intègre, de plus, les cotisations sociales employeur (salaire « super-brut »). On passe comptablement d'une mesure à l'autre par l'application des taux de cotisation correspondants.

Selon la conception retenue, une modification des taux de cotisation sera considérée comme un prélèvement — optique salaire net — ou comme une modification du partage entre salaire direct et revenu différé — optique salaire brut ou super-brut. Pour l'entreprise, le coût du travail est, dans tous les cas, défini par le salaire super-brut et, en conséquence, si les salariés acceptent de négocier sur cette base, il y a une communauté d'intérêts entre employeurs et employés. Dans tous les autres cas, il apparaît un « coin social » dans la négociation qui se solde sur la demande de travail des entreprises et donc sur le chômage.

Sur la base d'une spécification macro-économétrique réconciliant approche courbe de Phillips (équation où toutes les variables, à l'exception du taux de chômage, entreraient en taux de croissance) et *WS-PS* (équation en niveau reposant sur des fondements microéconomiques plus élaborés <sup>9</sup>), nous estimons sur la période 1972T3-2001T4 la dynamique des rémunérations (exprimée en coût salarial par tête déflaté par le prix de la valeur ajoutée) à l'aide d'un modèle à correction d'erreur incorporant, comme déterminants de long terme des salaires, les prix de consommation, la productivité apparente du travail (par unité d'emploi) et le taux de chômage.

La spécification de l'équation de salaire permet de déterminer une valeur cible du salaire net réel, compte tenu de la productivité du travail et des tensions sur le marché du travail. La force de rappel vers cette cible de long terme stabilise le partage de la valeur ajoutée dans le long terme sous la forme explicite d'une norme de pouvoir d'achat pour les salariés. Le coefficient associé au coin social étant égal à 1, les salariés négocient sur la rémunération nette et non sur le coût total du travail. Cette hypothèse est en cohérence avec de nombreux travaux empiriques antérieurs sur ce sujet <sup>10</sup>.

D'autres spécifications de l'équation de salaires ont été envisagées (Baghli (2003)), de façon à examiner dans quelle mesure les salariés considèrent les prélèvements

<sup>9</sup> Voir l'encadré sur l'analyse *WS/PS* dans l'article de P. Jacquinot et F. Mihoubi, dans le numéro de septembre du *Bulletin*.

<sup>10</sup> Cf. Cotis, Méary et Sobczak, (1996) ; L'Horty et Sobczak, (1996 et 1997) ; L'Horty et Thibault, (1997) ; Allard-Prigent *et alii*, 2001. Ces travaux font en fait référence au coin fiscal-social, qui intègre en plus l'impôt sur le revenu (donc une partie de la fiscalité directe sur des revenus non purement salariaux), alors que notre définition ne concerne que les seules cotisations sociales (patronales et salariales), la CSG et la CRDS.

sociaux comme une taxation pure ou, à l'inverse, comme un revenu différé (cotisations retraites), une prime d'assurance (cotisations maladie et chômage) et/ou une contribution visant à financer une offre de biens publics <sup>11</sup>. Puisque  $w$  représente le coût nominal du travail (voir encadré 2), si le coefficient associé à  $cs$  était nul, alors les salariés considéreraient comme parfaitement substituables salaire net et prestations différées (assurance vieillesse) ou éventuelles (assurance chômage, maladie...). Enfin, le cas des charges sociales assises sur les bas salaires a été spécifiquement analysé puisque, dans ce cas, l'existence d'un salaire minimum interdit les mécanismes de substitutions entre prélèvements sociaux et salaires.

Dans la spécification présentée ici (voir encadré 2), la semi-élasticité de long terme des salaires par rapport au chômage (dont le taux est exprimé en points de pourcentage) est estimée à 3,9 % : une hausse de 1 point du taux de chômage entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une baisse de 3,9 % des salaires à long terme.

De plus, l'introduction du terme  $\Delta tcse$  (cotisation employeurs) signifie qu'à court terme les salariés négocient sur la base de leurs rémunérations brutes (c'est-à-dire y compris cotisations sociales employeur plutôt que brutes/brutes) mais qu'à un horizon plus long, les salariés se fondent sur une norme de rémunération en termes de salaire net (c'est à dire après déductions des cotisations sociales à la charge des employeurs et des salariés).

À court terme, la présence de la variation du taux de chômage permet de capter les effets des rigidités sur le marché du travail qui se manifestent par une certaine persistance du chômage (phénomène d'hystérésis). En outre, l'introduction de sa différence seconde, plutôt que première, vise à rendre compte de l'impact sur les négociations salariales de périodes exceptionnelles d'accélération ou de décélération du chômage.

Les disparités d'évolution entre les prix de consommation et les prix de valeur ajoutée, en raison d'un contenu distinct en biens importés, sont prises en compte *via* l'inclusion dans l'équation d'un indicateur intérieur des termes de l'échange. Ainsi, en cas de hausse des prix de l'énergie, lors d'un choc pétrolier par exemple, les salariés-consommateurs, qui évaluent naturellement leur pouvoir d'achat en termes de prix de consommation, sont confrontés à une inflation plus forte que celle des employeurs-producteurs, qui privilégient le prix de valeur ajoutée. Les revendications des salariés, visant à maintenir leur pouvoir d'achat, entraînent une hausse de la part salariale dans la valeur ajoutée <sup>12</sup>.

<sup>11</sup> Voir également, Cotis et Loufir (1990), Collard et Hénin (1994), Bonnet et Mahfouz (1996).

<sup>12</sup> Comme l'ont souligné Cotis et Rignols (1998), Prigent, (1999) et Mihoubi (1999) et Baghli, Cette et Sylvain (2003) pour la France, l'Allemagne et le Japon, cette résistance salariale, qui traduit un conflit dans la répartition des fruits de la croissance, explique la persistance des chocs de termes de l'échange sur la part salariale et donc le NAIRU (cf. 3.3. ci-après).

## Encadré 2

## Équation de salaire,

## résultats d'estimation

L'estimation par moindres carrés non linéaires de la courbe d'aspiration salariale contrainte a abouti à :

$$\begin{aligned} \Delta(w_t - pva_{t-1}) = & \Delta tcse_t - 0,03 - 0,004 Du83Q2 - 01Q4 + 0,65 \Delta^2 pva_t \\ & (-3,5) \quad (-2,0) \quad (9,2) \\ & + 0,29 \Delta(pc - pva)_t + 0,21 \Delta(pc - pva)_t - 0,77 \Delta^2 U_{t-1} \\ & (4,0) \quad (2,7) \quad (-3,9) \\ & - 0,05 (w_{t-1} - pc_{t-1} - prod_{t-1} - cs_{t-1} + 3,9 U_{t-2}) \\ & (-4,9) \quad (-5,6) \\ & - 0,005 Du83Q2 + 0,004 Du99Q2 - 99Q4 + \hat{\varepsilon}_t \\ & (-1,3) \quad (1,8) \end{aligned}$$

avec T = 1972Q3 - 2001Q4, R<sup>2</sup> = 0,80, DW = 1,42,  $\hat{\sigma} = 0,35$  %.

où tcse est le taux de cotisations sociales employeurs, pc le déflateur de la consommation des ménages et U, le taux de chômage.

## 3. 3. Le NAIRU

La confrontation de la courbe d'aspiration salariale et de l'équation de prix de valeur ajoutée, exposée en section 3.1., dont la cible de long terme s'écrivait comme un *mark-up* sur le coût salarial  $pva_t = \alpha_0 + csul_t$ , définit un taux de chômage d'équilibre unique :

$$U^* = f(pc - p, prod_t - prod_{tl}, cs, \Delta cs)$$

Ce taux de chômage d'équilibre ne dépend pas du taux d'inflation. Il peut donc s'interpréter comme un taux de chômage compatible avec une inflation stable à long terme (NAIRU).

Une partie de la persistance du NAIRU est expliquée à l'aide du coût du système de protection sociale. Le prélèvement social *cs* influe sur le NAIRU par son niveau mais également son évolution, puisque son taux de croissance ( $\Delta cs$ ) n'est pas resté stable sur la période étudiée.

Par ailleurs, le NAIRU dépend positivement des termes de l'échange intérieurs, des chocs énergétiques, de la fiscalité indirecte, et dans une moindre mesure de l'écart de la productivité apparente du travail à son rythme tendanciel.

Le NAIRU tiré de Mascotte est représenté dans le graphique 2. Cette évaluation reproduit plusieurs faits stylisés de l'économie française : une élévation graduelle jusqu'au milieu des années quatre-vingt, une relative stabilisation autour d'un palier jusqu'à la fin des années quatre-vingt-dix, puis l'apparition d'une tendance à la baisse du NAIRU en fin de période.

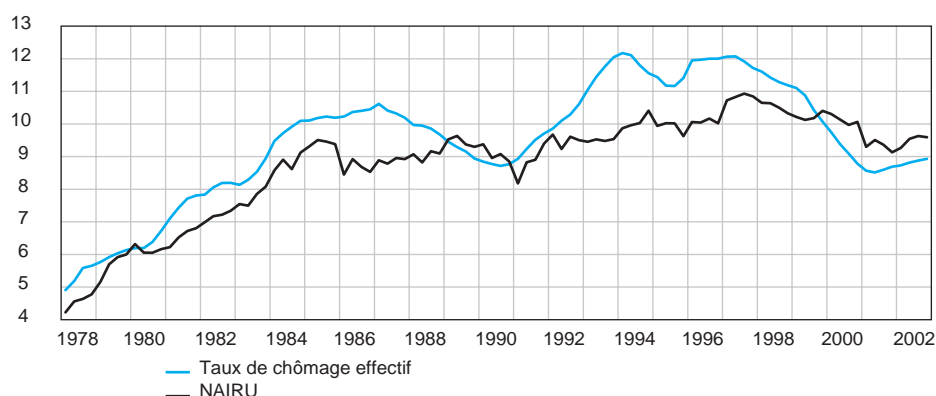
Chacun des déterminants du taux de chômage d'équilibre joue avec plus ou moins d'intensité suivant la période considérée. Néanmoins, l'évolution du NAIRU sur la période trouverait essentiellement son origine dans les variations du coin salarial, qui comprend le coin social et les termes de l'échange, et plus particulièrement le prélèvement social.

La forte hausse au début de la décennie quatre-vingt s'explique en grande partie par l'accroissement du prix relatif de l'énergie liée au second choc pétrolier, puis par l'élévation du prélèvement social qui devient un déterminant de plus en plus important. Durant la seconde moitié des années quatre-vingt, le contre-choc pétrolier contrebalance en partie l'impact sur le NAIRU de la hausse continue du coin social en France, impliquant un taux de chômage d'équilibre qui s'établit en moyenne autour de 9,1 %, avant de remonter au début des années quatre-vingt-dix. À partir de la fin de la décennie quatre-vingt-dix, le NAIRU fléchit régulièrement illustrant les effets des politiques successives d'allègements de cotisations sociales. Fin 2002, le taux de chômage d'équilibre se situait au niveau de 9,6 %. Compte tenu de la nature de cette mesure, basée sur un modèle économétrique, il convient toutefois d'interpréter ce chiffre avec prudence et de retenir que, malgré sa baisse par rapport au milieu des années quatre-vingt-dix, le NAIRU est aujourd'hui proche du taux de chômage effectif, alors qu'il lui était auparavant inférieur.

L'évaluation du NAIRU est néanmoins délicate à réaliser car elle dépend d'un grand nombre d'hypothèses et de la précision des estimations économétriques. Entre autres hypothèses, celle d'une substituabilité éventuelle entre rémunération directe et rémunération différée conduit à des modifications sensibles dans l'évaluation du niveau du NAIRU (Baghli 2003).

*Graphique 2*  
**Taux de chômage d'équilibre du modèle**

(en %)



## 4. Résultats de variantes

L'ensemble des équations de Mascotte et leurs interactions permettent de « simuler » ou de reproduire les principaux enchaînements macro-économiques. Ces enchaînements président à l'évolution de la situation conjoncturelle, ce qui permet d'effectuer des projections. Réalisée sur le passé, une telle « simulation » historique indique que Mascotte fournit une description adéquate de l'évolution de l'économie française : les valeurs « simulées » sont proches des valeurs observées. D'autres simulations peuvent être réalisées afin d'étudier la réponse à court et à moyen termes à des « chocs » affectant l'économie ; on parle alors de « variantes ». Pour illustrer les propriétés de Mascotte, nous présentons ci-après les résultats de telles simulations.

L'évolution de l'économie en l'absence du ou des chocs que l'on entend étudier — correspondant à l'évolution historique observée ou à une évolution fictive simulée avec le modèle — constitue un « compte central » ou compte de référence. L'évolution simulée de l'économie suite à un choc constitue une variante, le plus souvent analysée en écart au compte central. Ainsi, par exemple, une baisse *par rapport au compte central* de l'investissement de 2 % deux ans après un choc simulé au cours de 1997 ne signifie pas que l'investissement de 1999 se trouve 2 % en dessous du niveau de 1997, mais 2 % en dessous du niveau qu'il aurait atteint en 1999 si le choc ne s'était pas produit.

Cette utilisation des modèles peut paraître assez naturelle ; cependant ceux-ci ne se prêtent pas systématiquement aux exercices variantiels. Par exemple, pour simuler l'impact d'une réforme du système des retraites, un modèle doit tenir compte, pour un certain nombre de variables clés, de la structure par âge de la population, alors que cette structure peut être neutre pour la simulation d'autres chocs, par exemple une hausse du prix du pétrole. Tous les types de chocs ne peuvent donc pas être simulés à l'aide de n'importe quel modèle.

À cet égard, le modèle Mascotte, ayant été construit au premier chef pour un usage en prévision, doit être adapté afin de l'utiliser à des exercices variantiels. En l'occurrence, la boucle prix-salaire a été ré-estimée dans un système d'équations simultanées en réduisant les délais d'ajustement des équations et en calibrant certains termes de l'équation de prix à la consommation.

Par ailleurs, la plupart des chocs que l'on peut simuler ont un impact qui ne se limite pas à l'économie française. En général, soit le choc affecte simultanément plusieurs, voire l'ensemble des pays — un choc pétrolier par exemple —, soit le choc affecte initialement l'économie française — une réforme fiscale nationale par exemple — mais à court-moyen terme les effets sur les partenaires étrangers se font sentir. Il faut donc tenir compte d'une *effet de bouclage vis-à-vis de l'extérieur* qui, en retour, affecte l'économie française.

Ainsi, de façon à accroître le réalisme de nos simulations, dans chaque variante présentée ci-dessous le bouclage macro-économique extérieur a été réalisé à l'aide du modèle multi-pays NiGEM du NIESR <sup>13</sup>. Mascotte est alors simulé en modifiant

<sup>13</sup> Nous remercions Sophie Garcia pour les simulations réalisées parallèlement sur le modèle NiGEM.

non seulement les variables à l'origine du choc, mais également la demande mondiale adressée à la France et les prix étrangers, repris des résultats de NiGEM.

Nous présentons dans ce qui suit deux types de variantes, des variantes de type analytique — qui présentent la réponse à des chocs stylisés (taux d'intérêt et demande mondiale) — et des variantes contre-factuelles, dans lesquelles nous cherchons à illustrer les effets de chocs réellement observés sur le prix du pétrole et du taux de change.

#### 4.1. Les variantes analytiques : effet de chocs sur les taux d'intérêt et sur la demande mondiale

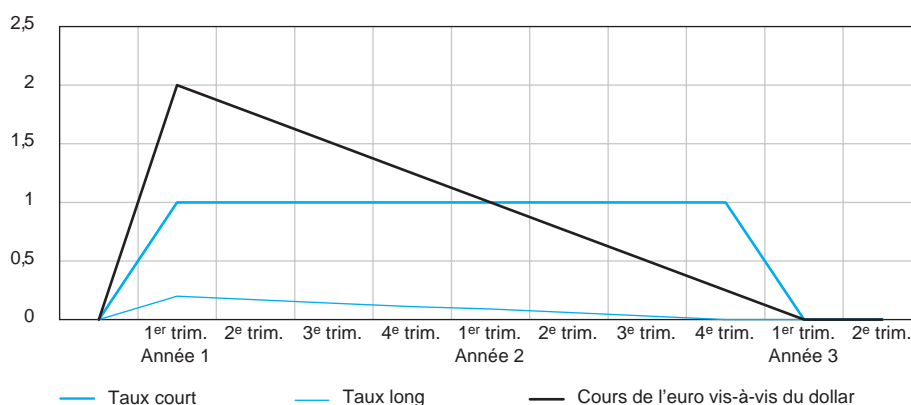
##### 4.1.1. Choc de taux d'intérêt à court terme

Cette variante étudie l'impact d'une hausse des taux d'intérêt à court terme par la Banque centrale européenne de 100 points de base sur deux ans. On suppose qu'au moment du relèvement des taux courts, les agents anticipent parfaitement cette mesure de politique monétaire, de sorte qu'au moment du retour des taux courts à leur valeur du compte central, les taux longs et le taux de change reviennent eux-mêmes au compte central. Ce choc est analytique car il n'a aucune réalité. La simulation d'un tel choc ne vise donc qu'à étudier les propriétés du modèle. Néanmoins, en dépit de son caractère fictif, une certaine cohérence économique doit être assurée : cette hausse s'accompagne donc d'une augmentation des taux longs, conforme à une hypothèse de structure par termes des taux d'intérêt et d'une appréciation de l'euro, conforme à une hypothèse de parité non couverte de taux d'intérêt, assurant l'égalité des rendements en euro ou en devise étrangère <sup>14</sup>.

Graphique 3

#### Chocs de taux d'intérêt et de taux de change dans la première variante de politique monétaire

(écarts en points pour les taux d'intérêt et en % pour le taux de change)



<sup>14</sup> Ce scénario reprend les hypothèses faites dans P. van Els *et alii* (2001).

Les graphiques qui suivent présentent les effets des chocs sur le PIB et les prix. Il s'agit d'écarts au compte central sur les *niveaux* des variables. L'impact sur le *taux de croissance du PIB* ou sur le *taux d'inflation* s'en déduit facilement par différence des écarts de niveaux d'une année sur l'autre. Par ailleurs, à titre comparatif, nous fournissons les réponses du modèle NiGEM pour la France au même choc.

S'agissant d'un choc composite — taux court, taux long, taux de change, choc auquel s'ajoutent les effets du choc de politique monétaire sur les autres pays de la zone euro, entraînant une modification des prix étrangers et de la demande mondiale — les effets globaux résultent de multiples sources, y compris les conséquences des interactions macroéconomiques. On peut néanmoins montrer que l'effet sur les prix à court terme est principalement dû aux modifications du taux de change : toutes choses égales par ailleurs, l'appréciation de l'euro rend les biens et services facturés en devises moins onéreux, ce qui entraîne une baisse de prix par rapport au compte central. Mais, du fait de délais d'ajustement, cette baisse des prix nationaux n'est pas suffisante à court terme pour compenser les pertes de compétitivité dues *ex ante* à la modification du change. Ceci entraîne des pertes de compétitivité conduisant à la fois à une baisse des exportations et à une hausse des importations, qui se traduisent par une perte d'activité par rapport au compte central.

Le relèvement des taux court et long renchérit le coût du crédit, ce qui réduit la formation de capital.

À moyen terme, passé le délai d'ajustement de l'emploi au ralentissement de l'activité, le taux de chômage augmente, ce qui diminue la pression sur les salaires (effet Phillips), les coûts salariaux et finalement les prix.

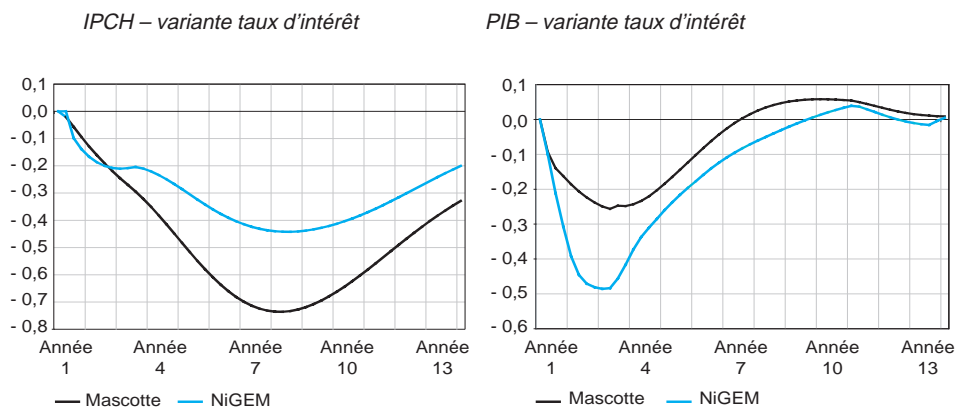
Deux ans après le début de la simulation, les taux courts sont ramenés à leur valeur du compte central, autrement dit, ils baissent de 100 points de base, ce qui constitue un contre-choc qui annule le choc initial. Ce mouvement des taux courts étant supposé parfaitement anticipé par les agents économiques, les taux longs et le taux de change sont également revenus au compte central à cette date, ce qui signifie que l'ensemble des causes du choc sur l'économie ayant disparu, les écarts au compte central doivent progressivement s'annuler.



Graphique 4

**Réponse du niveau des prix et du PIB en France dans la variante de politique monétaire**

(écarts au compte central, en %)



Le bouclage international accentue le phénomène : tous les pays de la zone euro font face à la même modification des taux d'intérêt poussant les prix et l'activité à la baisse par rapport au compte central, ce qui, en retour, accentue l'ampleur du choc, pour la France notamment.

On observe bien ces différents mouvements sur les trajectoires simulées des prix (IPCH) et de l'activité (PIB). Les variations de prix sont initialement modérées, du fait des rigidités dans la formation des prix et d'un impact initial passant presque exclusivement par le canal du change. L'effet sur l'activité est plus rapide, du fait des pertes de compétitivité immédiates que suscitent les évolutions de prix. De même, après l'annulation du choc à la fin de la deuxième année, l'activité revient rapidement au compte central alors que les prix prennent plus de temps à y revenir. Une large part de la dynamique des variables économiques alors que le choc a pris fin provient des effets de bouclage international sur le reste du monde.

La comparaison des résultats de NiGEM pour la France et de Mascotte montre des résultats qualitativement similaires mais d'ampleur différente. Quel que soit le modèle, l'effet sur l'activité atteint son maximum un an et demi à deux ans après le début du choc. De même, dans les deux modèles, les effets prix sont beaucoup plus prolongés, atteignant leur maximum cinq à six ans après le début du choc. Entre les prix et l'activité, les ordres de grandeur sont cependant inversés d'un modèle à l'autre : les baisses de prix dans Mascotte par rapport au compte central sont plus importantes, ce qui limite les pertes de compétitivité vis-à-vis du reste du monde et conduit à une dégradation moins forte de l'activité.

**4.1.2. Variante de demande mondiale**

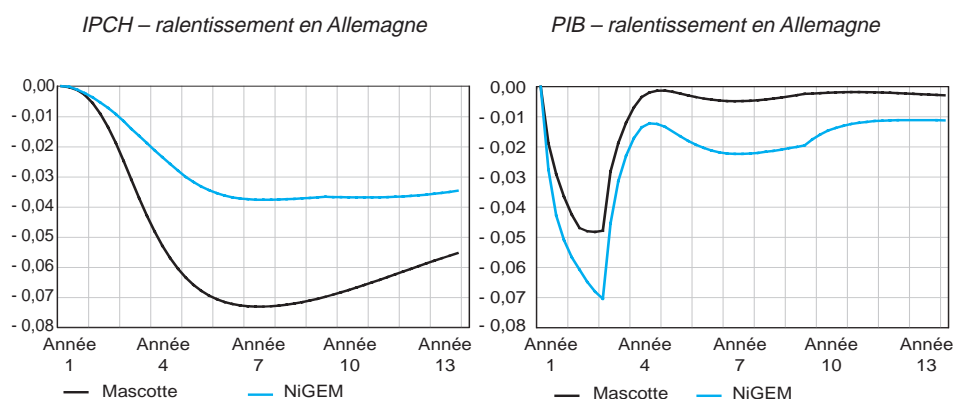
Cette variante simule les effets d'une baisse de 5 % de l'investissement en Allemagne pendant deux ans par rapport au compte central. Ce choc d'ampleur limitée a globalement peu d'effet, mais il permet d'illustrer certains mécanismes. Le ralentissement de la demande en Allemagne pèse sur les exportations françaises

(ce pays compte pour 16,1% dans la demande mondiale adressée à la France, cf. Dauphin, 1999). Mais le ralentissement en Allemagne affectant tous ses partenaires, en particulier au sein de la zone euro, l'effet pour la France est plus récessif que ce qu'indique cette part de marché. Avec l'ajustement progressif de l'emploi à la baisse de l'activité en France par rapport au compte central et l'augmentation du chômage qui en résulte, les tensions inflationnistes se réduisent. Comme dans la variante précédente, la réaction des prix dans Mascotte est plus marquée que dans NiGEM, ce qui réduit ici l'impact récessionniste du choc.

### Graphique 5

#### Réponse du niveau des prix et du PIB en France à un choc d'investissement en Allemagne

(écarts au compte central, en %)



## 4.2. Les variantes contre-factuelles : chocs sur le prix du pétrole et sur le taux de change

Les variantes qui suivent sont simulées de la même façon que les précédentes, mais correspondent à des analyses contre-factuelles. Il s'agit, en effet, de reprendre des épisodes historiques précis sur la période récente et de se demander ce qui se serait passé si un certain nombre de variables n'avaient pas connu les évolutions constatées au cours de ces épisodes. Nous choisissons ici le choc pétrolier des années 1999-2000 associé à la phase d'appréciation du dollar d'une part, l'épisode de montée des tensions géopolitiques au niveau international et conduisant à la seconde guerre en Irak (2002-2003), caractérisée par une flambée des prix du pétrole et une dépréciation du dollar, d'autre part.

Si l'on revient sur la période récente (graphique 6), on observe que le prix du pétrole de qualité *Brent*, au voisinage de 20 dollars le baril au troisième trimestre de 1999, augmente au cours des mois suivants pour atteindre plus de 30 dollars un an plus tard<sup>15</sup>. Puis, son prix baisse, pour revenir au voisinage de 20 dollars fin

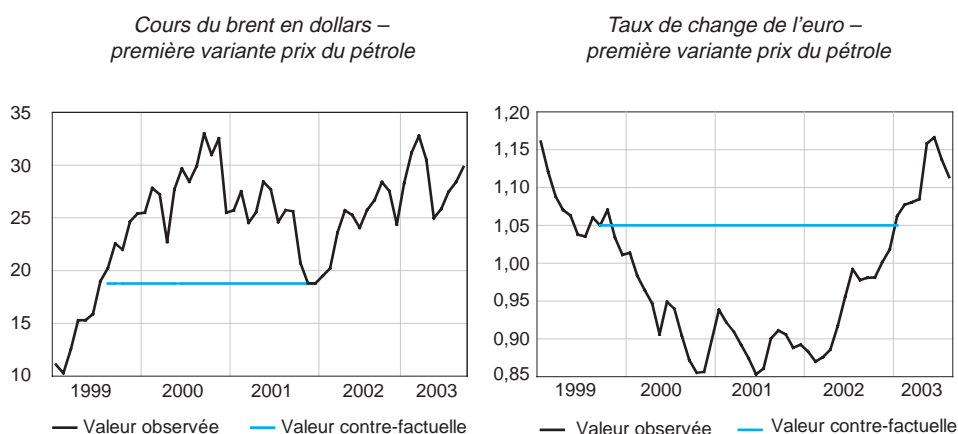
<sup>15</sup> Le point bas du cours du *Brent* avait été atteint en janvier 1999, mais celui-ci correspondait plutôt à un surajustement à la baisse. Il est plus intéressant de se référer au prix de 20 dollars le baril, qui est sans doute plus proche du « niveau d'équilibre » pour le prix du pétrole. Rappelons d'ailleurs que l'Opep a, pendant longtemps, affirmé qu'elle cherchait à défendre un prix du pétrole compris entre 20 et 25 dollars le baril.

2001. Parallèlement, le cours de l'euro se situe au niveau de 1,05 dollar au troisième trimestre de 1999 et se stabilise à près de 0,9 dollar de la fin 2000 au début de 2002, puis s'apprécie face à la monnaie américaine et atteint 1,05 dollar au cours du premier trimestre de 2003. La hausse du cours du dollar par rapport à l'euro sur la période 1999-2001 a donc accentué l'effet de la hausse du cours du *Brent*.

Dans une première variante (A), on se demande ce qui se serait passé si le prix du baril de pétrole avait été stable au voisinage de 20 dollars sur l'ensemble de ces deux années et si l'euro avait conservé sa parité face au dollar de 1999 jusqu'au début 2003.

### Graphique 6

#### Cours du *Brent* et du dollar observés et valeurs contre-factuelles en (1999-2001)



Si le prix du pétrole avait été plus bas au cours de cette période, les prix français auraient été plus bas et le niveau d'activité plus élevé. En effet, le prix du pétrole est simultanément un prix de demande finale et un prix de consommation intermédiaire, élément de coût pour les entreprises. Si le prix du baril avait été moins cher exprimé en euros — à la fois du fait d'un prix plus bas en dollars et d'un cours du dollar moins élevé — les agents auraient dégagé des gains de pouvoir d'achat, stimulant leur demande<sup>16</sup>. Du côté des entreprises, à demande inchangée, la baisse des coûts de production que la baisse du prix du pétrole représente aurait rendu la production plus rentable et l'offre aurait augmenté également. La baisse du prix du pétrole entraîne donc à la fois une hausse de la demande et une augmentation de l'offre. Il en résulte un effet vertueux, avec simultanément une baisse des prix et une augmentation de l'activité. Comme l'indique le graphique 7, sur la période considérée l'effet du prix du pétrole a joué dans le même sens que le taux de change mais en a dominé les effets, en ce qui concerne aussi bien les prix que les volumes. On remarque que l'impact que Mascotte fait apparaître en mode isolé — c'est-à-dire à prix étrangers fixés — est partiellement atténué par le bouclage avec l'extérieur. La baisse des prix observée en France se produit aussi chez ses partenaires. Lorsqu'on isole l'effet de ces baisses de prix des concurrents,

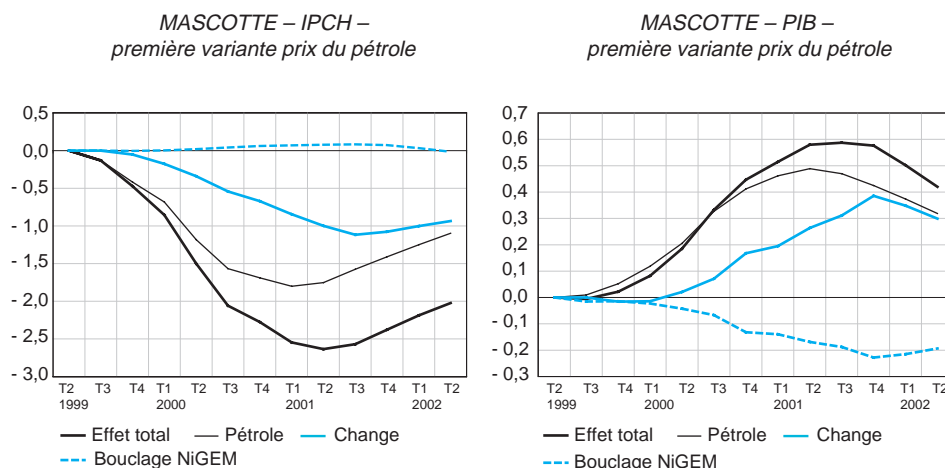
<sup>16</sup> Il faut noter qu'au cours de cette période les accords signés pour le passage aux 35 heures prévoyaient des clauses de gel des rémunérations qui n'ont pas été reproduites dans la variante : les salaires sont supposés s'ajuster conformément aux équations du modèle.

on obtient un impact négatif sur la compétitivité et donc sur l'activité. C'est pour cette raison que la contribution de l'effet de bouclage est négative. Mais l'effet total d'un prix du pétrole plus faible et d'un taux de change de l'euro plus fort est néanmoins positif sur le PIB.

#### Graphique 7

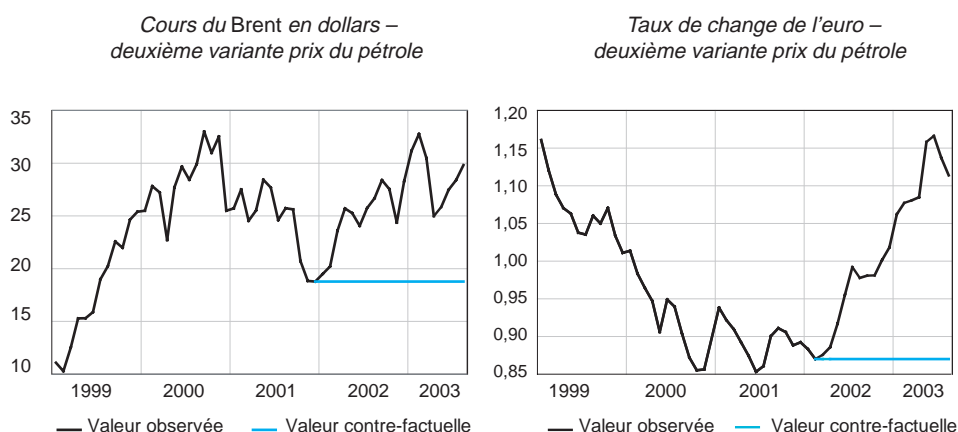
#### Effet sur le niveau des prix et du PIB en France des chocs contre-factuels de prix du pétrole et de taux de change (1999-2002)

(écart au compte central en %)



*Deuxième variante (B).* À cet épisode succèdent une phase de tensions géopolitiques et la deuxième guerre en Irak en mars 2003. Le prix du pétrole, revenu à 20 dollars le baril fin 2001, s'élève de nouveau pour atteindre 32 dollars au premier trimestre de 2003 (graphique 8). Pendant cette période, et contrairement au cas précédent, le dollar se déprécie, ce qui réduit les effets de la hausse du prix du baril mais pénalise, à court terme, la compétitivité des produits nationaux. Le cours de l'euro, de 0,88 dollar au premier trimestre 2002, augmente régulièrement pour atteindre 1,14 dollar au deuxième trimestre 2003. Que ce serait-il passé si le prix du baril était resté à 20 dollars et le cours de l'euro était demeuré durablement déprécié à 0,88 dollar depuis le premier trimestre 2002 ?

Graphique 8

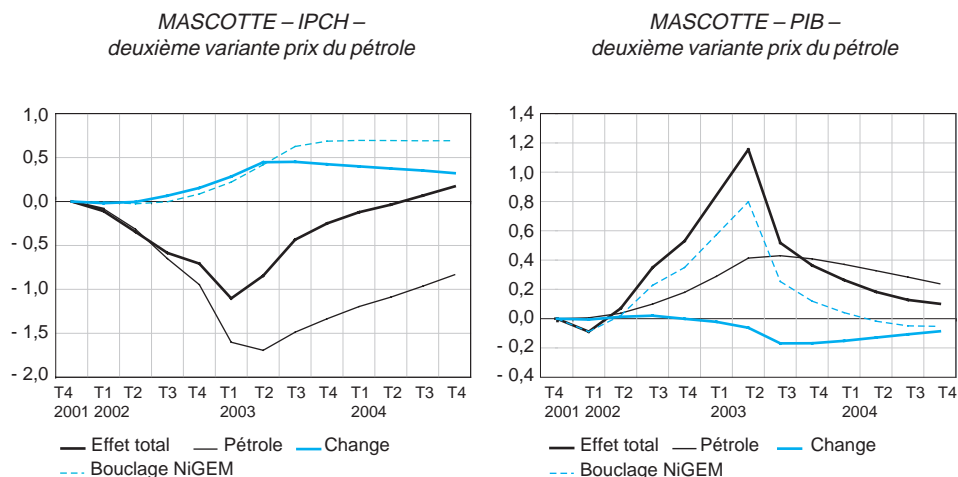
**Hypothèse de prix du pétrole et du taux de change pendant la seconde guerre en Irak**

Un prix du pétrole plus bas en dollar aurait eu les mêmes conséquences que celles décrites pour la variante précédente. Mais, sur la période 2002-2003, le dollar est plus faible. Dans la variante contre-factuelle, en sens inverse, les effets inflationnistes liés à la force du dollar contrarient les effets désinflationnistes associés au niveau plus bas du cours du *Brent*. Au niveau mondial, selon le bouclage assuré par NiGEM, l'effet dollar l'emporte et fait apparaître une contribution positive sur les prix et l'activité d'un pétrole moins cher et d'un dollar plus fort. Au total, au lieu de se cumuler comme dans la variante précédente, les effets du choc pétrolier sont atténués par les effets du change. En raison de décalages dans l'apparition des chocs, l'effet total de la variante contre-factuelle sur les prix français n'est négatif que sur les deux premières années (alors qu'il est continuellement négatif et de façon plus marquée dans la variante précédente). L'impact positif sur l'activité est aussi moins marqué et plus transitoire.

Graphique 9

**Impact sur le niveau des prix et du PIB en France des chocs pétrolier et de change liés à la seconde guerre en Irak**

(écart au compte central en %)



Ces deux variantes apportent donc un éclairage sur deux épisodes de la période 1999-2003, au cours de laquelle les variations de change et les variations du prix du pétrole ont entraîné des tensions inflationnistes marquées et des pertes de croissance pour la France. L'absence de ces chocs aurait, dans le premier épisode (1999-2002), conduit à une meilleure performance en matière d'inflation et aurait stimulé la croissance. Le deuxième épisode (2002-2003) est plus ambigu puisqu'un prix du pétrole plus bas aurait été associé à un dollar plus fort, donc plus inflationniste.

## Bibliographie

Adenot (C.), Bouthevillain (C.) et Moëc (G.) (2001) : « Présentation de MEADE (Méthode d'Évaluation Avancée du Déficit de l'État) », note Banque de France, septembre.

Allard-Prigent (C.), Audenis (C.), Berger (K.), Carnot (N.), Duchêne (S.) et Pesin (F.) (2001) : « Modèle macroéconomique de prévision Mésange de la Direction de la Prévision », Document de travail de la Direction de la Prévision, Ministère de l'Économie et des Finances.

Baghli (M.) (2003) : « Traitement du coin social dans l'équation de salaire pour la France, Banque de France - DEER, *mimeo*.

Baghli (M.) *et alii* (2002) : « La croissance potentielle en France », Note d'études et de recherche (NER) n° 89, Banque de France, juillet.

Baghli (M.) *et alii*, équipe Mascotte (2003) : « Mascotte, modèle d'analyse et de prévision de la conjoncture trimestrielle », Banque de France, note d'études et de recherche (NER), à paraître.

Baghli (M.), Cette (G.) et Sylvain (A.) (2003) : « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : analyse empirique sur la période 1970-2000 », Banque de France, Note d'études et de recherche (NER) n° 99.

Baghli (M.) et Pluyaud (B.) (2003 - en cours de rédaction) : « Modèle structurel de prévision d'inflation pour la France ».

Blanchard (O. J.) et Fisher (S.) (1989) : « *Lecture on macroeconomics* », MIT Press.

Bonnet (X.) et Mahfouz (S.) (1996) : « The influence of different specifications of wages prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France », Document de travail G9611, Direction des Études et des Synthèses économiques, INSEE.

Bouthevillain (C.) (en cours de rédaction) : « MAPU, maquette de prévision du compte des administrations ».

Cette (G.) (1992) : « Les principaux éléments du bloc d'offre du modèle macroéconomique réel de la Banque de France », Document de travail, n° 1992-2, Banque de France.

Collard (F.) et Hénin (P.-Y.) (1994) : « Au-delà de la courbe de Phillips, la persistance du chômage », *Economica*, P.-Y. Henin Édition, p. 159-181.

Cotis (J.-P.) et Loufir (1990) : « Formation des salaires, chômage d'équilibre et incidence des cotisations sur le coût du travail », *Économie et prévision*, n° 92-94, p. 97-110.



Cotis (J.-P.), Méary (R.) et Sobczak (N.) (1996) : « Le chômage d'équilibre en France », Document de travail n° 96-14 de la Direction de la Prévision, ministère de l'Économie et des Finances.

Cotis (J.-P.) et Rignols (E.) (1998) : « Le partage de la valeur ajoutée : quelques enseignements tirés du paradoxe franco-américain, Revue de l'OFCE 65, p. 291-344.

Dauphin (J.-F.) (1999) : « L'impact de la crise des pays émergents sur le commerce mondial », Bulletin de la Banque de France n° 72, p. 51-64.

De Bandt (O.) et Rousseaux (Ph.) (2002) : « Calcul de la croissance potentielle par la méthode structurelle », Note d'études et de recherche (NER) n° 89, Banque de France, juillet.

Économie et prévision (1998) : « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », Économie et prévision n° 134 1998-3, p. 1-70.

van Els (P.), Locarno (A.), Morgan (J.) et Villetelle (J.-P.) (2001) : « *Monetary policy transmission in the euro area : What do aggregate and national Structural Models tell us?* », Document de travail de la BCE, décembre.

European Central Bank (2001) : « *A Guide to Eurosystem Staff Macroeconomic Projection Exercises* ».

Irac (D.) et Sédillot (F.) (2002) : « Un modèle de prévision de court terme pour l'activité française », OPTIM, Banque de France, Note d'études et de recherche (NER) n° 88, janvier.

Irac (D.) et Jacquinet (P.) (1999) : « L'investissement en France depuis le début des années quatre-vingt », Note d'études et de recherche (NER) n° 63, Banque de France, avril.

ISMA (2000) : « Indicateur Synthétique Mensuel d'Activité », in « La situation économique de la France », Bulletin de la Banque de France, n° 79, juillet.

Jacquinet (P.) et Mihoubi (F.) (2000) : « Modèle à anticipations rationnelles de la conjoncture simulée : MARCOS », Banque de France, Note d'études et de recherche (NER) n° 78, novembre.

Jondeau (E.), Le Bihan (H.) et Sédillot (F.) (1999) : « Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels », Banque de France, Note d'études et de recherche (NER) n° 68, septembre.

L'Horty (Y.) et Sobczak (N.) (1996) : « Identification de la courbe de salaire et déterminants du chômage d'équilibre dans un modèle de négociation salariale », Document de travail n° 96-7 de la Direction de la Prévision, ministère de l'Économie et des Finances.

L'Horty (Y.) et Sobczak (N.) (1997) : « Estimations d'un modèle WS-PS sur données trimestrielles françaises », Document de travail n° 96-8 de la Direction de la Prévision, ministère de l'Économie et des Finances.

L'Horty (Y.) et Thibault (F.) (1997) : « Le NAIRU en France : les insuffisances d'une courbe de Phillips », Économie et prévision n° 127, p. 83-99.

Mihoubi (F.) (1999) : « Partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », Banque de France, Note d'études et de recherche (NER) n° 64.

Prigent (C.) (1999) : « La part des salaires dans la valeur ajoutée en France : une approche macroéconomique », Économie et statistique 1999-3 n° 323, p. 73-91.